以家庭之名行不义之事：不道德亲家庭行为的影响及其机制*

农梅兰[1]　朱瑜[2]　王雁飞[3]

([1] 广西师范大学经济管理学院，桂林 541006)

([2] 暨南大学管理学院，广州 510632)

([3] 华南理工大学工商管理学院，广州 510641)

摘　要 不道德亲家庭行为在组织中普遍存在且代价高昂，当前已经成为学术界与管理层关注的焦点问题。现有文献主要聚焦于不道德亲家庭行为的前因研究，对其后果的探讨尚显不足。本文基于不确定性-认同理论构建了不道德亲家庭行为影响员工工作和家庭生活的综合模型。通过实验研究、三方配对的多时点问卷调查研究以及 5 次纵向追踪研究，本文发现不道德亲家庭行为会增强员工的家庭认同，并通过家庭认同降低员工的组织公民行为以及家庭不文明行为。道德认同中心性调节上述效应，当道德认同中心性较高时，不道德亲家庭行为对家庭认同的正向影响及其对组织公民行为和家庭不文明行为的间接影响会被削弱。此外，不道德亲家庭行为的积极后效具有短暂性，其通过家庭认同降低家庭不文明行为的间接效应在四周后逐渐减弱，并于六周后消失。本文为理解不道德亲家庭行为的后果、机制及边界条件提供了新视角，对组织管理和家庭关系管理具有重要启示意义。

关键词 不道德亲家庭行为，家庭认同，组织公民行为，家庭不文明行为，道德认同中心性

分类号 B849: C93

1 前言

在当前反腐倡廉工作深入推进的社会背景下，员工旨在使整个家庭或特定家庭成员受益，但违反社会或组织道德规则、规范、标准、法律或法规的行为受到了越来越多的关注，这一类行为被称为不道德亲家庭行为（Unethical Pro-Family Behavior, Liu et al., 2020, p. 639）。不道德亲家庭行为的例子包括帮助不符合任职资格的家庭成员在组织谋取职位（例如，裙带关系）或将家庭开支伪装成工作开支进行报销（Cheng et al., 2022; Liu et al., 2020; Wang, Chen et al., 2024）。此类行为在组织中十分普遍，如 Cheng 等（2022）进行的一项调查表明，在 345 名员工中，92.17%的员工报告在日常工作中至少参与了一种形式的不道德亲家庭行为。此外，不道德亲家庭行为因其潜在的巨大代价而备受关注（Liu et al., 2023）。鉴于其普遍性和可能带来的严重后果，组织已将其列为亟待解决的问题。为应对这一挑战，研究者和管理

收稿日期: 2024-05-20

*国家社会科学基金项目[22BGL126]，中央高校基本科研业务费专项资金[23JNLH07]，国家自然科学基金项目[72272053]，教育部人文社会科学基金项目[17YJA630101]资助。

通信作者：朱瑜, E-mail: zhuyu@jnu.edu.cn

者探索了遏制不道德亲家庭行为的策略。其中，削弱其诱导因素成为关键的一环，包括削弱家庭动机（Liu et al., 2020），遏制职场欺凌（Yao et al., 2022）以及减少非工作时间的工作联系（Liu et al., 2023）。同时，强化抑制因素同样重要，比如培养领导者的自我牺牲精神（Hou et al., 2023）和倡导家庭支持型的主管行为（Cheng et al., 2022）。

尽管不道德亲家庭行为已引发研究人员的广泛关注，但多数研究集中在探讨其前因（例如，Liu et al., 2023; Yao et al., 2022; Wang, Chen et al., 2024; 毛孟雨等, 2022），对其潜在后果却鲜有关注。本研究认为，理解这些影响至关重要，它们是完善不道德亲家庭行为研究法理网络的关键一环。不道德亲家庭行为具有亲家庭和不道德的双重特性，使其与传统不道德行为相区别（Liu et al., 2020, p. 643）。因此，简单地将传统不道德行为的影响套用于不道德亲家庭行为可能导致理解上的偏颇和局限。探讨不道德亲家庭行为的后果有助于更全面地认识这种行为的本质，并从影响效应上揭示其与传统不道德行为的异同。事实上，商业道德研究强调，要全面理解不道德行为，必须深入探讨其对员工、组织和其他利益相关者的影响，以及背后的机制和边界条件（Chen et al., 2023, p. 866）。本研究的重点是不道德亲家庭行为的后果、机制和边界条件，有助于产生不道德亲家庭行为的整个周期的知识，增强新兴的不道德亲家庭行为文献。同时，工作与家庭是相互影响的两个领域（Ilies et al., 2017）。不道德亲家庭行为发生在职场之中，是获益对象在家庭领域但会损害工作领域利益的不道德行为，其后果可能涉及工作和家庭两个领域（Liu et al., 2020; Wang, Chen et al., 2024）。通过同时探讨不道德亲家庭行为对员工工作和家庭的影响，能够对以往主要关注工作相关结果的不道德行为研究进行补充和推进（Tang et al., 2020; Wang et al., 2022）。实践上，不道德亲家庭行为的后果研究有助于引起组织管理者对此类行为的注意，帮助他们了解为何此类行为在组织中持续存在，并引导制定干预计划，预防或减少其对组织的潜在损害。

本研究认为当前的研究仅触及了不道德亲家庭行为现象的部分面貌。一些更紧迫和重要的问题是：员工表现出不道德亲家庭行为的后果什么？其深层的作用机制与边界条件又是如何？为了回答上述问题，本研究基于不确定性-认同理论（Uncertainty-Identity Theory; Hogg, 2007）探讨不道德亲家庭行为对员工工作和家庭生活的影响，以及其作用机制和边界条件。不确定性-认同理论表明，个体在面对与自我（价值观、态度和行为）相关的矛盾或不确定性时，会寻求群体认同以减少不确定性（Hogg, 2007, 2022）。因为群体认同的过程不仅阐明了个体在社会中的位置，还锚定了其应该如何思考、感受和表现（Hales & Williams, 2018; Hogg, 2007, 2012; Rast et al., 2012）。不道德亲家庭行为是一种道德矛盾行为，具有不道德和亲家庭双重属性（Liu et al., 2020; Yao et al., 2022）。在双重属性的共同作用下，从事这种道德矛盾行为会让个体产生“我是谁”、“我该如何做”的不确定性（Tenbrunsel et al., 2010; Wang et al., 2022）。这种不确定性既来源于不道德亲家庭行为本身的道德困境——违背组织道德规范来追求家庭利益和遵守组织道德之间的冲突，也来源于员工对自身家庭角色和社会责任认知的模糊与混乱（Liu et al., 2020）。因此，根据不确定性-认同理论，员工从事不道

德亲家庭行为后会寻求家庭认同（Family Identification），以此缓解在不道德亲家庭行为双重属性的综合作用下产生的不确定性。家庭认同是指个体与家庭的一致性或归属感的感知，反映了个体对家庭身份认可与接受的程度（Bagger et al., 2008; Dumas & Stanko, 2017; 严鸣, 郑石, 2024）。这种认同具有动态性和情境性，可以随着时间和情境的变化而动态调整（Bernardes, 1985; Cigoli & Scabini, 2007）。此外，尽管不道德亲家庭行为违背了组织普遍的道德标准，但这种行为所体现的对家庭利益的维护可能促使作为家庭成员的员工对不道德行为进行道德评价，从而增强他们的家庭认同感。因此，结合不确定性-认同理论的核心逻辑和不道德亲家庭行为的双重属性，本研究认为家庭认同是不道德亲家庭行为的近端结果，并作为中介机制连接不道德亲家庭行为对员工后续行为的影响。

此外，不确定性-认同理论提出，认同不仅帮助个体明确自己是谁以及应该如何去表现，还提供了个人努力和资源流动的方向——促使个体在其认同的领域内积极投入，并展现出与认同身份相契合的行为，减少不契合的行为（Hogg, 2007, 2022）。根据该理论，本研究预期在参与不道德亲家庭行为后，员工会提升家庭认同感，这有助于减少家庭不文明行为（Family Incivility, 被定义为意图模糊、违反家庭相互尊重规范的低强度越轨行为；Lim & Tai, 2014, p. 351），但也会削弱其在工作场所的正面行为表现，即组织公民行为（Organizational Citizenship Behavior, 被定义为员工从事的任何有利于组织的自由裁量的个人外角色行为；Organ et al., 2006, p.3）。我们将家庭不文明行为的减少作为不道德亲家庭行为在家庭领域的间接后果，因为当员工认同其家庭时，他们会优先把资源分配到家庭领域而非工作领域，并执行与其家庭身份一致的行为，减少不一致的行为（严鸣, 郑石, 2024）。家庭不文明行为违反家庭相互尊重的规范，是破坏家庭身份的一种行为（Lim & Tai, 2014），当不道德亲家庭行为提升家庭认同时，员工会减少从事这种不符合家庭身份的行为。此外，我们聚焦于组织公民行为的减少作为不道德亲家庭行为在工作领域的间接后果，因为不确定性-认同理论指出个体倾向于支持认同的群体，但不愿为外部群体做出额外贡献（Hogg, 2007, 2022）。当员工对家庭的认同感增强时，他们可能会更多地将情感和资源投入到有利于家庭的行为当中，从而较小可能表现出旨在帮助组织的自愿性和超越工作职责的行为，即组织公民行为。因此，本研究优先考虑家庭不文明行为和组织公民行为，不仅因为它们对家庭和谐和工作的重要性，还因为它们在不确定性-认同理论的理论框架内，从而产生一个连贯而简洁的框架来理解不道德亲家庭行为的综合后果。

本研究进一步探讨上述效应的边界条件，提出道德认同中心性（Moral Identity Centrality）在其中的调节作用。道德认同中心性是指个人根据典型的道德特征（如关心他人、公平、勤奋和乐于助人）来定义自己的程度（Aquino & Reed, 2002; He et al., 2014）。不确定性-认同理论的相关研究表明，这种根据道德特征来定义自我的程度对于个体评价不道德亲它性行为具有重要影响，进而成为调节不道德亲它性行为影响后效的关键因素（Chen et al., 2023; Tang et al., 2022）。较高的道德认同中心性将激活自我道德认知并以之规范个体行为（He et al.,

2014），从而弱化不道德亲家庭行为与家庭认同的积极关系。本研究引入道德认同中心性作为调节变量，不仅有助于更全面地理解不道德亲家庭行为的影响机制，还能为组织应对此类行为提供有针对性的建议。此外，先前的研究虽然探讨了一些不道德行为对员工后续积极或消极行为反应的影响（Lian et al., 2022; Liu et al., 2021），但多基于横截面问卷或日记研究，未能揭示其长期效应。鉴于先前研究指出，不道德亲它性行为（例如，不道德亲组织行为）所带来的积极影响往往短暂，长期可能偏离其亲社会初衷，对组织及利益相关者造成损害（Umphress et al., 2010）。本研究预期不道德亲家庭行为的积极影响具有时效性，并进一步探讨其积极后效的时间窗效应，考察其是否随时间流逝而减弱甚至反转。图 1 展示了本研究的理论模型。

本研究的理论贡献主要体现在以下四个方面。第一，本研究通过将不道德亲家庭行为的关注点从前因研究转向后果研究并探讨其后果随时间的动态变化，有助于推动不道德亲家庭行为的研究更加全面深入，为相关领域的研究提供新的思路和启示。第二，本研究通过对家庭认同中介作用的探究，揭示了不道德亲家庭行为对员工工作和家庭生活产生影响的内在机制，深化了对不道德亲家庭行为影响机理的理解。第三，本研究对道德认同中心性调节作用的考察，为不道德亲家庭行为何时在员工工作和家庭发挥作用提供了重要着眼点，进一步丰富了不道德亲家庭行为研究的理论根基，也能为组织干预不道德亲家庭行为提供管理启示。第四，本研究依托不确定性-认同理论框架开展不道德亲家庭行为的影响后效和机制研究，既揭示了不道德亲家庭行为的矛盾性质，同时也为工作-家庭界面交叉研究领域做出了贡献。

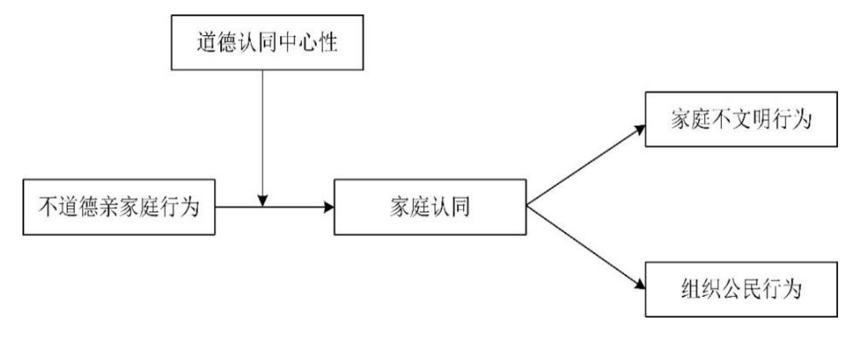


图 1 理论模型

1.1 不道德亲家庭行为与家庭认同

根据不确定性-认同理论（Hogg, 2007），本研究提出，员工从事不道德亲家庭行为会引发其家庭认同感。不确定性-认同理论表明，人们天生有动机去减少关于“我是谁”和“我该如何做”的不确定感，而加入或认同一个群体是人们减少关于自我的不确定感的有效途径（Hogg, 2012, 2022）。不道德亲家庭行为是一种道德矛盾行为（Liu et al., 2020），参与这类行为的个体容易在违背组织道德规范来帮助家庭获利和遵守组织道德之间感到迷茫，从而产生关于自我行为的不确定性。根据不确定性-认同理论的核心逻辑，不道德亲家庭行为将驱动员工寻求家庭认同，以减少不确定性带来的不适感。不道德亲家庭行为具有双重特性——行为的初衷是使整个家庭或特定的家庭成员受益，但其本质是不道德的，涉及滥用组织资

源，以牺牲组织利益为代价（Liu et al., 2020; Cheng et al., 2022）。正如“夏娃想要苹果，但知道不应取食”（Bazerman et al., 1998, p. 225），员工在进行不道德亲家庭行为时也认识到这种行为是不道德的。此时，他们会面临“想要”自我和“应该”自我的困惑和矛盾体验。在不道德亲家庭行为的情境下，员工的“想要”自我是为家庭获得直接利益，而他们的“应该”自我是成为一个有道德的组织成员。当员工进行不道德亲家庭行为时，“应该”自我（即成为一个有道德的人）和不道德行为（即不道德亲家庭行为）之间的冲突可能导致员工产生“我是谁”的困惑。根据不确定性-认同理论，这种不确定感会驱使员工增强家庭认同来解决关于其身份疑虑。因为当员工认同其家庭时，他们不仅能够明确自己在社会中的定位——即作为一名出色的家庭成员，还锚定了其思考、感受及行为方式（Hales & Williams, 2018; Hogg, 2007, 2022）。此外，不道德亲家庭行为并存亲家庭行为的初衷与违背组织道德规范的特性，凸显了家庭和工作角色之间出现的不兼容的行为期望，员工会在违背组织道德标准来帮助家庭还是遵守组织道德规范之间感到迷茫与挣扎（Hou et al., 2023; Liu et al., 2020, 2023）。因此，当员工从事此类行为时，将产生“我该如何做”的不确定感。依据不确定性-认同理论，员工将增强家庭认同，从而将不道德亲家庭行为合理化为符合家庭身份和价值观的行为方式，以减少该如何行为的不确定性。基于上述分析，本研究提出以下假设：

假设 1：员工从事不道德亲家庭行为会提升家庭认同。

1.2 家庭认同的中介作用

本研究预期家庭认同会降低员工的家庭不文明行为。家庭不文明行为相较于工作场所中的同类行为更为隐蔽，常被忽视，然而其对组织与家庭均有不容忽视的消极影响（Sharma & Mishra, 2021）。因此，确定能有效抑制家庭不文明行为的因素成为理论与实践研究关注的重点议题。本研究认为，家庭认同是其中的关键因素。不确定性-认同理论提出，一旦个体认同某一群体并视自己为其成员，便会自觉拥有该群体的典型特质和属性，并能够明确自己是谁以及应该如何去表现（Hogg, 2022）。根据不确定性-认同理论，当员工对家庭产生认同，他们会视自己为家庭的重要成员，并了解自己应该对家庭的态度以及行为规范（Hogg, 2007, 2022）。这种认同会促使员工将家庭利益与自身利益紧密结合，以家庭利益为导向规范自身行为（Putnam, 2007）。因此，家庭认同感强的员工更不可能参与伤害家庭的破坏性行为，如忽视或傲慢对待家庭成员等不文明行为。不确定性-认同理论的相关研究也显示，家庭认同与员工的家庭责任感紧密相连（崔丽娟等, 2013）。这种责任感促使他们在家庭中营造平等、互爱和尊重的关系，从而更不可能贬低、侮辱或在社交活动中排斥家人，即家庭不文明行为。此外，家庭认同反映了个体对家庭群体或家庭领域的认可程度，认同家庭的员工会执行和家庭身份一致的行为（严鸣, 郑石, 2024）。家庭不文明行为破坏了尊重规范和家庭身份（Lim & Tai, 2014），因此，家庭认同高的员工可能不会从事家庭不文明行为。本研究提出以下假设：

假设 2：家庭认同会降低员工的家庭不文明行为

不道德亲家庭行为的双重特性引发员工关于自我的不确定性，并通过提高其家庭认同来解决关于自我身份的疑虑。而由不道德亲家庭行为提高的家庭认同感使员工避免从事不符合其家庭身份的行为，进而降低家庭不文明行为。综上，结合假设 1 中对不道德亲家庭行为与家庭认同积极关系的推论以及假设 2 中对家庭认同与家庭不文明行为消极关系的预期，本研究提出以下假设：

假设 3：不道德亲家庭行为通过增强员工的家庭认同减少家庭不文明行为。

本研究认为家庭认同降低员工的组织公民行为。作为一种角色外行为，组织公民行为并未纳入组织正式的奖励体系，员工可自由决定是否实施此类行为（孙旭等, 2014）。不确定性-认同理论提出，群体认同提供了群体原型，这一原型界定了与群体身份一致的行为模式；相应地，群体成员倾向于展现与内群体成员身份相一致的行为，而非符合外群体成员身份的行为（Hogg, 2007; Rast et al., 2012）。家庭认同作为一种群体认同的形式，在提供个体确定感的同时，减少了他们在工作场所进行额外贡献的动机，因为家庭认同的增强可能导致员工更多地关注家庭角色，将更多的精力投入到家庭生活中，而不是工作场所的非正式、自愿性行为（Choi & Hogg, 2020）。特别地，不确定性-认同理论指出，个体会偏爱其所认同的群体，并表现出参与内部群体行为的意愿，但往往不愿为外部群体“付出额外的努力”（Belavadi et al., 2020; Hogg, 2022）。因此，依据不确定性-认同理论的逻辑，具有较高家庭认同感的员工更可能选择和执行符合其家庭身份所期望的行为，而不太可能为组织做出超出职责范围的贡献，例如参与组织公民行为。此外，研究表明，员工的家庭认同程度越高，越倾向于为家庭付出额外的精力，他们会维护自己的家庭利益，偏好把资源分配到家庭领域而非工作领域，并努力阻止家庭领域的资源流动到工作领域（严鸣, 郑石, 2024）。换言之，家庭认同为员工指明了付出与努力的方向，促使他们将资源和精力集中于家庭，如处理家务和陪伴家人，从而可能减少参与组织公民行为。因此，家庭认同与组织公民行为之间可能存在消极关系。本研究提出以下假设：

假设 4：家庭认同会降低员工的组织公民行为

基于上述分析，结合假设 1 对不道德亲家庭行为与家庭认同之间积极关系的假设，以及对家庭认同与组织公民行为之间消极关系的预期，本研究进一步提出以下假设：

假设 5：不道德亲家庭行为通过增强员工的家庭认同降低组织公民行为。

1.3 道德认同中心性的调节作用

本研究提出，道德认同中心性调节不道德亲家庭行为与家庭认同的积极关系。根据不确定性-认同理论，个体对自我道德特征的认同程度，不仅影响其对不道德亲它性行为的评判，更是调节该行为后续影响的关键因素（Moore & Gino, 2013; Tang et al., 2022）。道德认同中心性是指个体以关心他人、公平、勤奋和乐于助人等道德特征为核心来自我定义的程度（Aquino & Reed, 2002; He et al., 2014）。这种人格特质犹如道德指南针，在道德冲突中稳固个体的自我调节过程（Chen et al., 2023; Moore & Gino, 2013）。因此，根据不确定性-认同

理论，道德认同中心性可能调节不道德亲家庭行为与家庭认同的关系强度。具体而言，具有较高道德认同中心性的员工会将道德身份置于自我概念的核心位置，他们会激活关于道德认同的自我认知来指导和规范他们的行为（He et al., 2014; Matherne et al., 2018）。因此，尽管不道德亲家庭行为可能引发家庭与工作身份的冲突或不确定感，但道德身份的核心作用使他们在行动时更受“道德”自我驱动，其所面临的“想要”自我（追求家庭利益）与“应该”自我（成为有道德的组织公民）之间的不确定感减少，进而削弱不道德亲家庭行为与家庭认同之间的积极关系。与此相反，在道德认同中心性较低的情况下，员工的道德身份在个体自我定义中的重要程度下降（McFerran et al., 2010）。他们在从事不道德亲家庭行为时所面临工作身份和家庭身份的不确定感会更加显著。为应对这种不确定性，员工对家庭的认同也随之提高。换言之，低的道德认同中心性将强化不道德亲家庭行为与家庭认同之间的积极关系。本研究提出以下假设：

假设 6：道德认同中心性在不道德亲家庭行为和家庭认同之间起调节作用，当道德认同中心性较高而不是较低时，不道德亲家庭行为和家庭认同之间的正向关系更弱。

结合假设 3 和假设 5 中关于不道德亲家庭行为通过家庭认同对家庭不文明行为和组织公民行为产生间接影响的假设，本研究进一步提出有调节的中介效应假设：

假设 7：道德认同中心性调节不道德亲家庭行为通过家庭认同对家庭不文明行为的间接影响，当道德认同中心性较高而不是较低时，不道德亲家庭行为通过家庭认同对家庭不文明行为的间接影响更弱。

假设 8：道德认同中心性调节不道德亲家庭行为通过家庭认同对组织公民行为的间接影响，当道德认同中心性较高而不是较低时，不道德亲家庭行为通过家庭认同对组织公民行为的间接影响更弱。

1.4 研究概览

本研究采用多种研究设计和多样本方法，包括实验研究（研究 1）、问卷调查研究（研究 2）和纵向追踪研究（研究 3），以全面验证研究模型。三个研究之间的关系是递进且互补的。研究 1 确立了不道德亲家庭行为与家庭认同的因果关系，并检验道德认同中心性的调节作用；研究 2 通过三阶段配对问卷调查研究，验证了完整的理论模型；研究 3 则通过五次纵向调查，探讨了不道德亲家庭行为的时间窗效应。多种研究方法结合不仅增强了对研究假设的实证支持，还提高了研究的内外部效度（Qin et al., 2020; Zhu et al., 2023）。

2 研究 1：不道德亲家庭行为直接后果和边界条件的实验研究

2.1 研究方法

2.1.1 实验样本和程序

本研究通过见数平台（www.credamo.com）招募实验被试。见数是一个可靠的在线调查平台，在以往的研究中得到了广泛的应用与认可（Gong et al., 2020; 栾墨, 李俊澎, 2022）。实验分为两个阶段进行。第一阶段，在平台工作人员的协助下招募到 400 名企业全职员工完

成道德认同中心性的问卷测量。研究者通过问卷指导语向参与者说明，他们参与的是一项分为两阶段的实验研究。研究中的所有测量均保证匿名，参与者的回答仅供进行数据统计分析之用，他们可随时参加或退出研究。为确保两阶段的追踪调研顺利进行，问卷首页要求参与者提供姓氏和手机号码后四位，便于实验操作和数据匹配。400 名被试的平均年龄为 32.85 岁（*SD* = 8.89 岁）；其中 52.8%为女性；57.5%为已婚；受教育程度在本科及以上占 76.2%；工作年限在 2 年以下占 15.3%，2～4 年占 23%，5～7 年占 23%，8～10 年占 11.5%，10 年以上占 27.3%； 64.5%为基层员工，24.5%为基层管理者，7.5%为中层管理者，3.5%为高层管理者。在这一测量中，所有的参与者都通过了注意力测试题（即“请对这个问题选择‘非常不同意’”）。所有完成道德认同中心性问卷调研的被试都获得 5 元人民币报酬。

借鉴以往的研究经验（Tian et al., 2020; Zhu et al., 2023; 田录梅等, 2018），研究者在第二阶段根据 400 位参与者的道德认同中心性得分，选出 120 名高道德认同中心性的员工（得分前 30%）和 120 名低道德认同中心性的员工（得分后 30%）参与接下来的实验。采取此分层抽样方法可以确保所选样本在道德认同中心性这一关键变量上具有代表性和显著差异，从而提高研究结果的外部有效性。在高道德认同中心性组，45%为男性，平均年龄为 32.94 岁（*SD* = 10.20），50%为已婚；75%的参与者拥有本科及以上学历。在低的道德认同中心性组，56.7%为男性，平均年龄为 34.21 岁（*SD* = 8.94），62.5%为已婚；75.9%的参与者拥有本科及以上学历。研究者将高、低道德认同中心性组的参与者随机分成两个亚组，形成四个实验小组。根据被试填写的姓氏和手机号码，研究者将四组被试名单返回给负责本次实验调研的平台工作人员，由平台工作人员联系对应的参与者完成不道德亲家庭行为的实验操纵。剔除没有参加第二阶段实验操纵（9 人）和没有通过的注意力检查题（5 人）的参与者后，最终有 59 名高道德认同中心性的被试（女性 31 人，占 52.5%）完成了高不道德亲家庭行为的实验操纵，55 名高道德认同中心性的被试（女性 31 人，占 56.4%）完成了低不道德亲家庭行为的实验操纵，55 名低道德认同中心性的被试（女性 24 人，占 43.6%）完成了高不道德亲家庭行为的实验操纵，和 57 名低道德认同中心性的被试（女性 23 人，占 40.4%）完成了低不道德亲家庭行为的实验操纵。在本阶段每位参与实验的被试都额外获得 10 元人民币的报酬。

2.1.2 实验操纵

在启动实验之前，研究者在实验材料的首页向被试介绍这项研究。在实验材料的指导语中指示被试认真、仔细、完整地阅读情景实验的材料，并假设自己是 A 医疗保健品公司的销售员，工作职责是根据 A 公司的政策销售产品，被试需要尽可能想象自己正在实际面临材料中描述的情景。

对于不道德亲家庭行为的操纵，本研究将借鉴以往的研究经验（例如，Qin et al., 2020; Wang et al., 2022），根据 Liu 等人（2020）提出的不道德亲家庭行为定义的三个方面（即不道德、非正式要求以及有利于家庭或家庭成员的意图）和量表题目编制实验材料。在不道德

亲家庭行为的情景中，材料设计的场景行为是不道德的并且旨在使家庭或家庭成员受益。具体而言，接受高不道德亲家庭行为实验操纵的参与者（即实验组）会阅读以下场景材料：

你是 A 公司医疗保健品销售员，负责产品销售。A 公司政策允许销售员根据顾客购买情况赠送赠品（试用装），以提升顾客购买欲和销售业绩。每次给顾客赠送多少由员工根据情况自行决定，但员工每个月能领取到的赠品数量根据上月业绩浮动，业绩越高能领取到的赠品数量越多。盘点时，你发现本月销售额与上月持平，但赠品结余多 10 份。由于你负责记录并汇报赠品使用情况，公司其他人无法复查赠品的具体去向。你决定利用工作之便，将公司这些赠品带回家给家人使用。并且，为了家人能够更好地使用这些赠品，你将一些公司规定不能向顾客透露的信息告诉了你的家人。实际上，为了帮助家庭，你会在工作时间利用公司的资源处理与家庭相关的问题。

接受低不道德亲家庭行为实验操纵的参与者（即控制组）会阅读到日常工作场景材料，没有选择做出不道德亲家庭行为：

你是 A 公司医疗保健品销售员，负责产品销售。A 公司政策允许销售员根据顾客购买情况赠送赠品（试用装），以提升顾客购买欲和销售业绩。每次给顾客赠送多少由员工根据情况自行决定，但员工每个月能领取到的赠品数量根据上月业绩浮动，业绩越高能领取到的赠品数量越多。盘点时，你发现本月销售额与上月持平，但赠品结余多 10 份。由于你负责记录并汇报赠品使用情况，公司其他人无法复查赠品的具体去向。你决定如实结算并向公司汇报赠品的剩余情况。

在完成实验操纵后，参与者填答不道德亲家庭行为的操纵检查项目，完成家庭认同的测量，并报告他们的人口学统计信息。

2.1.3 测量工具

本文的 3 个研究涉及的量表均源自国外权威期刊公开发表的成熟量表，这些量表经过广泛验证，具有较高的信度和效度。鉴于这些量表原为英文设计，本研究严格遵循 Brislin（1986）翻译-回译程序，将英文条目翻译成中文。研究 1 中的量表均采用 Likert-5 点计分，其中 1 代表“非常不符合”，5 则代表“非常符合”。

道德认同中心性。使用 He 等（2014）开发的道德认同中心性量表来评估参与者的道德认同中心性水平，量表共 5 个题项。首先让被试阅读描述个人道德特征的九个关键词: 关心、富有同情心、公平、友好、慷慨、乐于助人、勤奋、诚实、善良。然后回答相应的量表的题项，示例题项如：“具有这些特征是明确我是一个怎样的人（“我是谁”）的重要组成部分。”（Cronbach’s $\alpha = 0.95$）。

家庭认同。根据以往的研究经验（Bagger et al., 2008; 崔丽娟等, 2013），将 Mael 和 Ashforth（1992）开发的组织认同量表中的“组织”全部改为“家庭”来评估参与者的家庭认同程度，共 6 个题项。研究者在引导语中将其置于实验材料描述的情景下，示例题项如，“在经历了上述情景之后，当有人称赞我的家庭或家人时，我感觉这也是对我个人的赞赏。”

（Cronbach’s α = 0.80）。

操纵检查题目。借鉴以往选择操纵检验题目的经验（Kühnen, 2010; 卫旭华等, 2022），并结合 Wang 等（2022）的推荐，本研究对不道德亲家庭行为的操纵检验题目由 5 个题项组成。具体的题项包括："在上述情景中，客观地说，我的做法是不道德的"；"在上述情景中，我这样做的目的是为了使我的家庭或家人受益"；"在上述情景中，如果能帮助我的家人，我会把公司的资产或物品带回家给家人使用"；"在上述情景中，如果能让家人获得利益，我会向他们透露一些公司的机密信息" 和 "在上述情景中，为了帮助我的家庭，我会在工作时间使用公司的资源处理与家庭相关的问题"。前两个题项分别反映了实验场景中不道德亲家庭行为的性质——不道德的并且旨在使家庭或家庭成员受益。后三个题项出自不道德亲家庭行为量表，反映了实验的情景材料所体现的不道德亲家庭行为的特定方面。这 5 个题项能捕捉到我们实验操纵的核心要素，即不道德亲家庭行为的特定方面，能够准确反映我们的操纵效果。

2.2 研究结果

2.2.1 操纵检验结果

独立样本 T 检验显示，高不道德亲家庭行为组（$M = 4.02$, $SD = 0.33$, n = 114）的被试报告的不道德亲家庭行为得分显著高于低不道德亲家庭行为组（$M = 2.08$, $SD = 0.38$, n = 112），t (224) = 41.08, $p < 0.001$, 平均差异 = 1.94。结果表明研究 1 对不道德亲家庭行为的实验操纵是成功的。此外，高道德认同中心性组（$M = 4.46$, $SD = 0.38$, n = 114）的被试报告的道德认同中心性得分也显著高于低道德认同中心性组（$M = 1.96$, $SD = 0.35$, n = 112），t (224) = 50.91, $p < 0.001$, 平均差异 = 2.50，这表明研究 1 对道德认同中心性的实验操纵也是有效的。

2.2.2 假设检验结果

表 1 列出了研究 1 中变量的均值、标准差和相关性分析结果。

表 1 研究 1 情景实验中变量的描述性统计和相关系数表

变量	均值	标准差	1	2	3
1. 不道德亲家庭行为操纵	0.50	0.50	–		
2. 道德认同中心性操纵	0.50	0.50	0.00	–	
3. 家庭认同	2.93	0.67	0.38**	-0.48**	–

注：N = 226; n = 114 人在高不道德亲家庭行为组 (1); n = 112 人在低不道德亲家庭行为组 (0); n = 114 人在高道德认同中心性组 (1); n = 112 人在低道德认同中心性组 (0). $^{**}p < 0.01$.

单因素方差分析（ANOVA）结果表明[1]，相比低不道德亲家庭行为组（M = 2.67, SD = 0.44），高不道德亲家庭行为组（$M = 3.18$, $SD = 0.76$）被试报告的家庭认同水平更高，F (1,

[1] 考虑到婚姻状况和养育子女数量等人口学变量可能对被试的家庭认同评估产生影响，本研究进一步采用回归分析将被试的性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、养育子女数量和工作年限作为控制变量，检验其对家庭认同以及整体实验研究结果的影响。结果表明这些控制变量对家庭认同的影响不显著，保留或删除这些控制变量实验研究结果的显著性也没有发生显著变化。具体检验结果可联系论文作者获得。

224) = 37.15, p < 0.001。因此，假设 1 提出的不道德亲家庭行为提升员工的家庭认同得到支持。此外，道德认同中心性在不道德亲家庭行为和家庭认同关系间的调节效应显著（F (1, 222) = 28.51, p < 0.001）。进一步地，如图 2 所示，简单效应分析表明，在道德认同中心性水平较低的情况下，高不道德亲家庭行为组报告的家庭认同（M = 3.70, SE = 0.07）显著高于低不道德亲家庭行为组报告的家庭认同（M = 2.82, SE = 0.07），F (1, 222) = 87.22，平均差异 = 0.88, SE = 0.09, p < 0.001, 95% CI = [0.69, 1.06]; 在道德认同中心性水平较高的情况下，高不道德亲家庭行为组（M = 2.69, SE = 0.07）与低不道德亲家庭行为组（M = 2.52, SE = 0.07）的家庭认同水平没有显著差异，F (1, 222) = 3.37，平均差异 = 0.17, SE = 0.09, p = 0.068, 95% CI = [–0.01, 0.36]。因此，假设 6 得到支持。

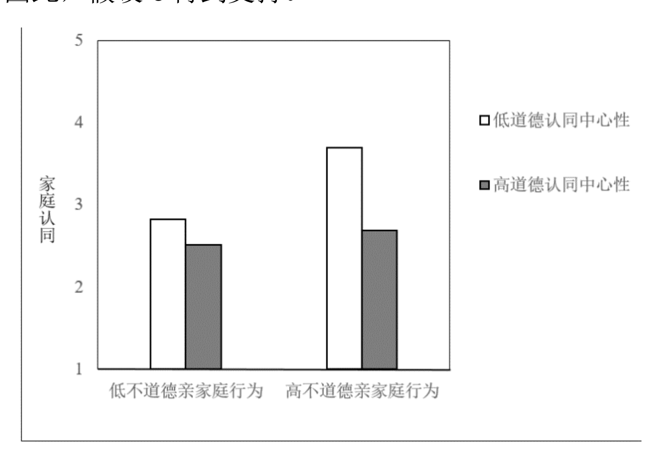


图 2 研究 1 道德认同中心性的调节效应图

实验结果表明，不道德亲家庭行为有助于增强员工的家庭认同感，但道德认同中心性会减弱这种积极联系。通过研究 1，我们确立了不道德亲家庭行为和家庭认同之间的因果关系，并揭示了道德认同中心性的调节作用。然而，研究 1 只检验了本文理论模型的一部分，未能检验提出的家庭认同的中介效应假设和有调节的中介效应假设。此外，实验研究中变量的测量采用自我报告方式，可能产生共同方法偏差。因此，为了弥补这些不足并检验完整的理论模型，研究 2 将进行一项多来源-多时点问卷调查研究。

3 研究 2：不道德亲家庭行为全模型问卷调查研究

3.1 研究方法

3.1.1 研究样本和程序

研究样本主要来自西南和华南地区的全职员工、他们的家庭成员以及主管。涉及的行业包括制造业（7.9%）、服务业（30.5%）、金融（9.3%）、教育（20.6%）、建筑（5.3%）和其它（26.5%）。由于是需要三方配对的多阶段调研，研究者首先对选取的员工进行了筛选，标准为：（1）员工应至少与一名家庭成员（包括配偶、子女、父母、兄弟姐妹等）共同居住；（2）家庭成员和主管均同意参与调研。研究者首先和同意参加调研的员工简要介绍了研究目的、三阶段问卷调查流程以及自愿参与、随时退出的原则，同时强调问卷填答数据的

匿名性、保密性以及真实作答的重要性。随后，提供电子问卷链接，邀请员工提供姓氏、手机号后四位以及主管、家庭成员名单。焦点员工、家庭成员和主管都要求在问卷首页填写焦点员工本人的姓氏和手机号码后四位，以便匹配三轮调研数据。最后，本研究在获得员工、家庭成员和主管的同意后开始正式调研。每次调研之间的时间间隔为两周。在时间点 1（T1），员工完成不道德亲家庭行为和道德认同中心性的问卷，并回答注意力测试题和报告人口学信息，共收集有效问卷 480 份。第二阶段（T2），员工填答家庭认同问卷，回收问卷 447 份。在时间点 3（T3），家庭成员评价员工的家庭不文明行为，主管评价员工的组织公民行为，分别回收 350 份家庭成员问卷和 336 份主管问卷。通过比对员工姓氏和手机号码后四位，研究者进行了三阶段的数据匹配，并剔除了不认真答题和未通过注意力测试题的无效问卷。最终，获得到 302 份员工、家庭成员和主管一对一配对的有效问卷数据，问卷有效回收率为 62.92%。每轮调研结束，参与者均获得 5 元现金或相等价值的小礼品奖励。

在最终的样本中，员工的平均年龄为 28.21 岁（SD = 7.77）；45%为男性；84.1%的拥有本科及以上学历；62.9%为已婚；30.1%报告需要抚养一个及以上的孩子，工作年限在 2 年以下占 37.7%，2～4 年占 25.2%，5～7 年占 15.9%，8～10 年占 9.6%，10 年以上占 11.6%。家庭成员样本中，平均年龄为 40.65 岁（SD = 11.82）；48.7%为男性；61.9%的家庭成员有本科及以上学历。主管样本中，平均年龄为 33.17 岁（SD = 8.76）；48.7%为男性；82.1%的主管拥有本科及以上学历，工作年限在 2 年以下占 4.3%，2～4 年占 34.4%，5～7 年占 14.6%，8～10 年占 12.3%，10 年以上占 34.4%；59.3%为基层管理者，36.8%为中层管理者，4%为高层管理者。

3.1.2 测量工具

研究 2 所使用的量表同样遵循了翻译-回译程序，将英文条目翻译为中文（Brislin, 1986）。除非特别说明，本研究中的量表均采用 Likert-5 点计分，其中 1 = “非常不符合”，5 = “非常符合”。

不道德亲家庭行为（T1）。使用 Liu 等（2020）开发的不道德亲家庭行为量表测量员工的不道德亲家庭行为，共 7 个题项。本研究采用自我报告的方式测量不道德亲家庭行为。文献表明，采用自我报告的方式测量不道德行为比他人报告更准确，因为一些不道德行为具有隐蔽性，并且自我报告可以直接捕捉从事不道德行为的动机（Berry et al., 2012; Umphress et al., 2010）。同理，不道德亲家庭行为的特点决定了采用自我报告方式的合理性，因为不道德亲家庭行为以个人对家庭有利的动机为中心，外部观察者（如领导者）可能难以评估其潜在动机（Cheng et al., 2022）。示例题项如“为了让家人获得优势/利益，我会向他们透露一些公司机密信息。”（Cronbach’s α = 0.93）

道德认同中心性（T1）。道德认同中心性的测量量表与研究 1 相同。借鉴以往对人格特征类变量的测量方法（He et al., 2014; Podsakoff & Organ, 1986），本研究采用自我报告的方式测量员工的道德认同中心性。示例题项如“具有这些特征是明确我是一个怎样的人的重要

组成部分。”（Cronbach’s α = 0.90）

家庭认同（T2）。家庭认同的测量量表与研究 1 相同。示例题项如“我把家庭或家人的成功视为自己的成功。” （Cronbach’s α = 0.82）

家庭不文明行为（T3）。采用 Lim 和 Tai（2014）使用的家庭不文明量表，共 6 个题项。由家庭成员对员工发起的家庭不文明行为进行评价，将量表指示语设置为“在过去的一年里，该家庭成员对家庭中的人（例如，父母、配偶或子女）表现出以下行为的频率有多高？”示例题项如“该家庭成员忽视家人的言论和观点。”采用 Likert-5 点计分，1 代表“从不”，5 代表“总是”。（Cronbach’s α = 0.89）

组织公民行为（T3）。采用 Farh 等（2007）开发的组织公民行为量表，共 9 个题项。由主管评价员工的组织公民行为，示例题项如“该员工帮助新员工适应工作环境。”（Cronbach’s α = 0.93）

控制变量。根据以往的研究经验，员工的性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、养育孩子人数和工作年限会影响其从事不道德亲家庭行为、组织公民行为或家庭不文明行为的程度（De Clercq et al., 2018; Ng & Feldman, 2008; Sharma & Mishra, 2021）。因此，在本研究将这些人口学变量作为控制变量进行控制。

3.1.3 数据分析策略

本研究采用 SPSS 22.0 和 MPLUS 7.4 对调研数据进行分析。首先，使用 MPLUS 7.4 进行验证性因子分析，检验共同方法偏差和核心变量之间的区分效度。然后，使用 SPSS 22.0 进行 Harman 单因子检验、描述性统计分析、相关分析和信度检验。随后，使用 MPLUS 7.4 进行路径分析来检验所有的理论假设。为了检验中介效应和调节效应，本研究运用 bootstrapping 进行 5000 次重复抽样以获取 95%置信区间，并估计在道德认同中心性高和低（±1SD）水平上的直接效应和间接效应大小。

3.2 研究结果

3.2.1 共同方法偏差检验和验证性因子分析

Harman 单因子检验结果显示第一公因子解释的总方差为 20.18%，小于 40%的临界值，表明本研究的数据不存在严重的共同方法偏差问题（周浩, 龙立荣, 2004）。此外，本研究还使用了控制未测量的潜在方法因子法（ULMC）来检验共同方法偏差。结果显示，控制未测量的潜在因子模型（χ^2 = 552.61, df = 288, χ^2/df = 1.92, CFI = 0.94, TLI = 0.93, SRMR = 0.05, RMSEA = 0.06）与五因子模型（见表 2）相比，模型的拟合度没有得到明显改善（ΔCFI = 0.04, ΔTLI = 0.04, ΔSRMR = 0.00, ΔRMSEA = 0.00），均低于判别标准 0.05 的临界值，再次证明本研究未受显著的共同方法偏差影响（Ayyagari et al., 2011; Podsakoff et al., 2003）。

本研究的验证性因子分析结果如表 2 所示。结果表明，与其它因子模型相比，五因子模型表现出良好的拟合指数（χ^2 = 1071.72, df = 485, χ^2/df =2.21, CFI = 0.90, TLI = 0.89, SRMR = 0.05, RMSEA = 0.06），表明本研究的核心变量之间的区分效度良好。

表 2 研究 2 的验证性因子分析结果

模型	χ^2	*df*	χ^2/df	CFI	TLI	SRMR	RMSEA
五因子模型	1071.72	485	2.21	0.90	0.89	0.05	0.06
四因子模型	1625.67	489	3.32	0.81	0.80	0.10	0.09
三因子模型	2492.20	492	5.07	0.67	0.64	0.14	0.12
二因子模型	4149.43	494	8.40	0.40	0.35	0.20	0.16
单因子模型	4751.47	495	9.60	0.30	0.25	0.20	0.17

注: N = 302. χ^2 为卡方值, *df* 为自由度, CFI（comparative fit index）为比较拟合指数, TLI（Tucker-Lewis index）为图克-刘易斯指数, SRMR（standardized root mean square residual）为标准化的均方根残差, RMSEA（root mean square error of approximation）为近似平均根方差。

五因子模型：所有变量均独立负荷于一个因子。

四因子模型：不道德亲家庭行为+家庭认同; 道德认同中心性; 家庭不文明行为; 组织公民行为。

三因子模型：不道德亲家庭行为+家庭认同; 家庭不文明行为+组织公民行为; 道德认同中心性。

二因子模型：不道德亲家庭行为+家庭认同+家庭不文明行为+组织公民行为; 道德认同中心性。

单因子模型：将所有变量进行合并。

3.2.2 描述性统计结果

使用 SPSS 22.0 分析本研究核心变量的平均值、标准差和相关系数，结果如表 3 所示。

表 3 研究 2 描述性统计与相关分析结果

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. 性别	–										
2. 年龄	–0.14*	–									
3. 受教育程度	0.02	–0.10	–								
4. 婚姻状况	–0.15*	0.57**	–0.07	–							
5. 育儿人数	–0.11*	0.59**	–0.23**	0.70**	–						
6. 工作年限	–0.22**	0.82**	–0.23**	0.71**	0.64**	–					
7. 不道德亲家庭行为	–0.18**	–0.02	0.16**	0.01	–0.02	0.06	–				
8. 道德认同中心性	0.07	–0.01	–0.10	–0.04	0.06	–0.11	–0.27**	–			
9. 家庭认同	–0.11	0.07	0.05	0.14*	0.09	0.13*	0.25**	0.14*	–		
10. 组织公民行为	–0.02	–0.08	0.06	–0.09	–0.10	–0.05	0.06	–0.19**	–0.24**	–	
11. 家庭不文明行为	–0.01	–0.21**	–0.02	–0.21**	–0.12*	–0.30**	–0.03	0.12*	–0.24**	0.11	–
平均值	1.55	28.21	2.97	1.37	1.38	2.32	3.17	3.73	4.04	2.54	2.00
标准差	0.50	7.77	0.69	0.48	0.64	1.37	1.08	0.96	0.70	0.92	0.87

注: N = 302. *$p < 0.05$; ** $p < 0.01$. 性别：1= 男, 2 = 女. 受教育程度: 1 = 高中（中专）及以下, 2 = 大专, 3 = 大学本科, 4 = 硕士及以上. 婚姻状况: 1 = 已婚, 2 = 未婚. 育儿人数; 1= 无, 2 = 1 个, 3 = 2 个, 4 = 3 个及以上. 工作年限: 1 = 2 年以下, 2 = 2～4 年, 3 = 5～7 年, 4 = 8～10 年, 5 = 10 年以上。

3.2.3 假设检验结果

根据表 4 的全模型路径分析结果可知，在控制了员工的性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、育儿人数和工作年限后，不道德亲家庭行为对家庭认同有显著的正向影响（$b = 0.22$, $p < 0.001$），假设 1 得到支持。家庭认同对家庭不文明行为有显著负向影响（$b = –0.26$, $p <$ 0.001），假设 2 得到支持。此外，家庭认同对组织公民行为有显著负向影响（$b = –0.36$, $p <$

0.001），假设 4 得到支持。特别地，结果显示工作年限与家庭不文明行为之间存在显著的负相关关系，这表明随着工作年限的增加，员工在家庭中展现出的不文明行为有所减少。这可能是因为随着工作经验的增长，员工发展了更好的时间管理和压力调节技能，从而在家庭生活中表现出更高的自我控制能力，这有助于减少家庭不文明行为（Bai et al., 2016: Mittal et al., 2024）。

表 4 研究 2 的路径分析结果（全模型）

变量	家庭认同		家庭不文明行为		组织公民行为	
	b	*SE*	*b*	*SE*	*b*	*SE*
性别	–0.11	0.08	–0.17	0.10	–0.06	0.11
年龄	–0.01	0.01	0.01	0.01	–0.02	0.01
受教育程度	0.04	0.06	–0.12	0.08	–0.11	0.08
婚姻状况	0.20	0.14	0.02	0.16	–0.15	0.20
育儿人数	–0.08	0.10	0.13	0.12	–0.06	0.14
工作年限	0.04	0.07	$–0.30^{**}$	0.10	0.13	0.09
不道德亲家庭行为	0.22^{***}	0.04	0.05	0.05	0.08	0.05
家庭认同			$–0.26^{***}$	0.07	$–0.36^{***}$	0.08
道德认同中心性	0.26^{***}	0.05				
不道德亲家庭行为×道德认同中心性	$–0.20^{***}$	0.05				

注：N = 302. ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

另外，调节效应的检验结果显示（见表 4），道德认同中心性在不道德亲家庭行为与家庭认同关系中的调节作用显著（$b = –0.20, p < 0.001$）。简单斜率分析表明（见图 3），在高道德认同中心性的情况下（均值加 1 个标准差），不道德亲家庭行为与家庭认同的正向关系不显著（$b = 0.03, p = 0.511$）；在道德认同中心性较低时（均值减 1 个标准差），不道德亲家庭行为与家庭认同之间的正向关系显著（$b = 0.41, p < 0.001$）。此外，高道德认同中心性和低道德认同中心性组的调节效应差异显著（difference = –0.37, $p < 0.001$）。因此，假设 6 得到支持。

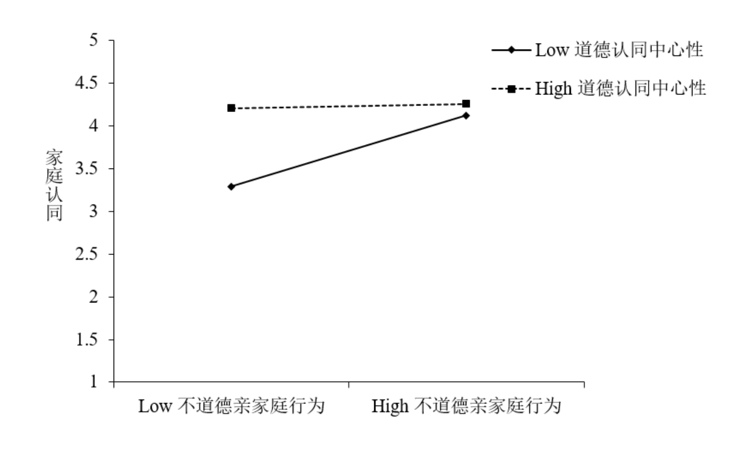


图 3 道德认同中心性对不道德亲家庭行为和家庭认同关系的调节效应图

采用 bootstrapping 进行 5000 次抽样的结果表明，不道德亲家庭行为通过家庭认同对家庭不文明行为的间接效应显著（estimate = –0.06, $p = 0.003$, 95% CI = [–0.10, –0.02]），因此，假设 3 得到支持。不道德亲家庭行为通过家庭认同对组织公民行为的间接效应显著（estimate = –0.08, $p = 0.001$, 95% CI = [–0.13, –0.04]），假设 5 得到支持。

有调节的中介效应检验结果表明，在高道德认同中心性条件下，不道德亲家庭行为通过家庭认同对家庭不文明行为的间接效应不显著（estimate = –0.01，$p = 0.536$, 95% CI = [–0.04, 0.02]）。在低道德认同中心性条件下，不道德亲家庭行为通过家庭认同对家庭不文明行为的间接效应显著（estimate = –0.11，$p = 0.002$, 95% CI = [–0.18, –0.04]）。高低组之间的差异也显著（difference = 0.10, $p = 0.008$, 95% CI = [0.04, 0.18]）。因此，假设 7 提出的道德认同中心性调节不道德亲家庭行为通过家庭认同对家庭不文明行为的间接影响得到支持。此外，在高道德认同中心性条件下，不道德亲家庭行为通过家庭认同对组织公民行为的间接影响效应不显著（estimate = –0.01，$p = 0.539$, 95% CI = [–0.06, 0.02]）。然而，在低道德认同中心性条件下，不道德亲家庭行为通过家庭认同对组织公民行为的间接影响效应显著（estimate = –0.15，$p < 0.001$, 95% CI = [–0.24, –0.08]）。高低组之间的差异也显著（difference = 0.13, $p = 0.001$, 95% CI = [0.07, 0.23]），表明道德认同中心性调节不道德亲家庭行为通过家庭认同对组织公民行为的间接影响。因此，假设 8 得到数据支持。

3.2.4 稳健性检验

为了保证研究 2 结论的稳健性，我们在删除所有控制变量后再进行数据分析。结果表明，删除控制变量后，研究 2 中的假设检验结果的显著性没有发生显著变化，所提出的假设依然成立。其中，不道德亲家庭行为与家庭认同有显著的正向关系（$b = 0.24$, $p < 0.001$），支持假设 1。家庭认同与家庭不文明行为（$b = –0.30$, $p < 0.001$）和组织公民行为（$b = –0.36$, $p < 0.001$）有显著的负向关系，假设 2 和假设 4 得到支持。进一步地，采用 bootstrapping 进行 5000 次抽样的结果显示，在删除控制变量后，不道德亲家庭行为通过家庭认同对家庭不文明行为（estimate = –0.07, $p = 0.001$, 95% CI = [–0.12, –0.03]）和组织公民行为（estimate = –0.08, $p < 0.001$, 95% CI = [–0.14, –0.05]）的间接影响均显著，因此假设 3 和假设 5 分别得到支持。此外，道德认同中心性显著调节不道德亲家庭行为与家庭认同的关系（$b = –0.20$, $p < 0.001$），假设 6 得到支持。被调节的中介效应分析结果显示，当道德认同中心性较高时，不道德亲家庭行为通过家庭认同影响家庭不文明行为的间接效应不显著（estimate = –0.01, $p = 0.374$, 95% CI = [–0.05, 0.01]），而当道德认同中心性较低时的间接效应显著（estimate = –0.13, $p = 0.001$, 95% CI = [–0.21, –0.06]），两者的差异也显著（difference = 0.12, $p = 0.004$, 95% CI = [0.04, 0.21]）。因此，假设 7 得到支持。另外，当道德认同中心性较高时，不道德亲家庭行为通过家庭认同影响组织公民行为的间接效应不显著（estimate = –0.02，$p = 0.401$, 95% CI = [–0.06, 0.01]），当道德认同中心性较低时这一间接影响效应显著（estimate = –0.15, $p < 0.001$, 95% CI = [–0.24, –0.09]），两者之间的差异也显著（difference = 0.14, $p < 0.001$, 95%

CI = [0.07, 0.22]）。因此，假设 8 得到验证。

通过采用员工、家庭成员、主管三方配对的三阶段问卷调查研究，研究 2 不仅扩展了实验研究，还验证了完整的理论模型。结果表明，不道德亲家庭行为虽通过增强员工家庭认同带来积极效应（即减少家庭不文明行为），却同时抑制了组织公民行为，道德认同中心性是上述效应的边界条件。尽管前两项研究明确了变量间的因果关系并验证了理论模型，但均聚焦于不道德亲家庭行为的短期积极效果。有研究表明，短期内员工的不道德亲它性行为会带来某些益处，但长期可能对员工的工作和家庭生活造成不利影响（Umphress et al., 2010）。因此，研究 3 将进一步开展纵向追踪研究，探究不道德亲家庭行为的积极后效是否会随时间推移而逐渐消失甚至发生反转。

4 研究 3：不道德亲家庭行为积极后效的时间窗效应研究

4.1 研究方法

4.1.1 时间窗效应检验方法介绍

本研究借鉴 Qin 等（2018）对行为的时间窗效应检验方法，探讨不道德亲家庭行为积极后效的时间窗效应。具体而言，Qin 等（2018）通过两周的日记研究，检验了辱虐管理对领导者自身积极影响的时间窗效应，旨在揭示其长期后果。他们使用首个工作周的辱虐管理行为平均值作为长期指标，预测第十天领导者的恢复水平和工作投入，从而探究长期累积的辱虐管理行为的积极影响是否具有短暂性。本研究参考 Qin 等（2018）的研究方法，进行五次纵向追踪调研，并利用五次纵向调研中前 N 次的自变量均值作为自变量在这 N 次的长期指标去预测其对第 N+1 次因变量的影响。例如，本研究利用纵向调研数据，将前三次调研中不道德亲家庭行为的平均值作为自变量，预测第四次调研的家庭认同以及通过家庭认同对第四次调研的家庭不文明行为的间接影响。以此探究先前累积的不道德亲家庭行为对员工长期的家庭不文明行为的影响。

4.1.2 研究样本和调研过程

本研究的调研对象主要聚焦于华南、西南地区的在职企业员工，涉及广东、深圳、广西、云南等地。在选择调研对象时，要求被试至少与一名家庭成员（如配偶、子女、父母或兄弟姐妹等）共同居住。研究者向参加调研的被试出示纵向研究知情同意书，明确说明了调研目的、性质及具体细节，如调研分为五个阶段进行，并强调参与者的自愿性及其随时退出的权利。每轮调研结束，参与者均获得 5 元现金奖励。

借鉴以往研究中对时间窗效应和长期效应的检验方法（Matthews et al., 2014; Qin et al., 2018; Ward et al., 2022），本研究的调研分五次进行，每次间隔两周。参与者需要在五次调研中填答不道德亲家庭行为、家庭认同和家庭不文明行为问卷，并在时间 1 报告他们的人口学统计信息（年龄、性别、婚姻状况和工作任期等）。每次调研在问卷的首页要求被试填写自己的姓氏和手机号码后四位，以便后期匹配五次调研数据。500 名员工参加了初次施测。第二次施测回收问卷 459 份，问卷回收率为 91.8%。第三次施测共回收问卷 387 份，问卷回

收率为 84.3%。第四次施测回收问卷 334 份，问卷回收率为 86.3%。第五次问卷回收 276 份，问卷回收率为 82.6%。经过对五次调研数据进行匹配，共获得 259 份有效数据，问卷最终有效回收率为 51.8%。其中，50.8%的参与者为男性；平均年龄为 32.66 岁（SD = 7.70）；63.7%为已婚；51.4%报告需要抚养孩子，84.9%的参与者拥有本科及以上学历，工作年限在 2 年以下占 10%，2～4 年占 21.6%，5～7 年占 33.2%，8～10 年占 12.4%，10 年以上占 22.8%。

4.1.3 测量工具

不道德亲家庭行为。本研究使用的不道德亲家庭行为量表与研究 2 相同。

家庭认同。本研究使用的家庭认同量表与研究 1 和研究 2 相同。

家庭不文明行为。本研究使用的家庭不文明行为量表与研究 2 相同。

控制变量。根据以往的研究经验，员工的性别、年龄、学历、工作年限和婚姻状况与员工的家庭认同和参与家庭不文明行为的程度有关（De Clercq et al, 2018; Sharma & Mishra, 2021），因此，本研究在进行不道德亲家庭行为积极后效的时间窗效应的回归分析时控制了这些人口学信息。

4.2 研究结果

4.2.1 测量不变性检验

在检验变量之间关系的变化之前，本研究进行了纵向调研的测量不变性检验，以确保研究变量在五轮调研中的意义不随时间变化。区分效度、构型不变性和单位等值性的检验结果如表 5 所示。结果表明，各变量的构型不变性和单位等值性之间的差异：ΔCFI 均小于 0.01，ΔRMSEA 均小于 0.01，ΔSRMR 均小于 0.02。根据以往的判定标准，即ΔCFI < 0.01，ΔRMSEA < 0.02， ΔSRMR < 0.03（Chen, 2007; Ma & Wei, 2023），本研究的测量不变性得到支持。

表 5 各变量区分效度、构型不变性性和单位等值性检验结果

变量和检验	$\chi^2(df)$	CFI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	ΔRMSEA	ΔSRMR
不道德亲家庭行为							
区分效度 CFA	1925.90(550)***	0.846	0.098	0.061			
构型不变性 CFA	1239.89(480)***	0.915	0.078	0.060			
单位等值性 CFA	1277.47(504)***	0.913	0.077	0.065	-0.002	-0.001	0.005
家庭认同							
区分效度 CFA	706.27(395)***	0.958	0.055	0.041			
构型不变性 CFA	538.11(335)***	0.972	0.048	0.039			
单位等值性 CFA	575.30(355)***	0.970	0.049	0.050	-0.002	0.001	0.011
家庭不文明行为							
区分效度 CFA	1256.81(395)***	0.868	0.092	0.053			
构型不变性 CFA	914.57(335)***	0.911	0.082	0.048			
单位等值性 CFA	945.66(355)***	0.909	0.080	0.054	-0.002	-0.002	0.006

注: N = 259. $^{***}p < 0.001$。

4.2.2 时间窗效应检验结果

使用 bootstrapping 重复取样 5000 次的分析结果显示，在控制了员工的性别、年龄、婚

姻状况、学历和工作年限后，第一轮调研的不道德亲家庭行为均值通过第二轮调研的家庭认同对第二轮调研的家庭不文明行为有显著负向的间接影响（estimate = –0.29, $p < 0.001$, 95% CI = [–0.40, –0.19]）。第一和第二轮调研的不道德亲家庭行为均值通过第三轮调研的家庭认同对第三轮调研的家庭不文明行为有显著负向的间接影响（estimate = –0.25, $p < 0.001$, 95% CI = [–0.36, –0.15]）。前三轮连续不道德亲家庭行为均值通过第四轮家庭认同对第四轮家庭不文明行为间接影响不显著（estimate = –0.05, $p = 0.177$, 95% CI = [–0.125, 0.002]）。这说明，连续前四周累积的不道德亲家庭行为均值通过第六周的家庭认同对第六周的家庭不文明行为的抑制作用消失了。此外，前四次连续不道德亲家庭行为均值通过第五次调研的家庭认同对第五次调研的家庭不文明行为表现出正向的间接影响，但不显著（estimate = 0.01, $p = 0.291$, 95% CI = [–0.01, 0.04]）。图 4 呈现了前 N 轮不道德亲家庭行为均值对第 N+1 轮家庭不文明行为的间接影响变化图。这些结果表明，不道德亲家庭行为对员工家庭不文明行为的抑制作用是短暂的，这一作用在 4 周内显著，但 4 周之后逐渐减弱，并在六周后消失，甚至在长期（八周之后）表现出现反转趋势。

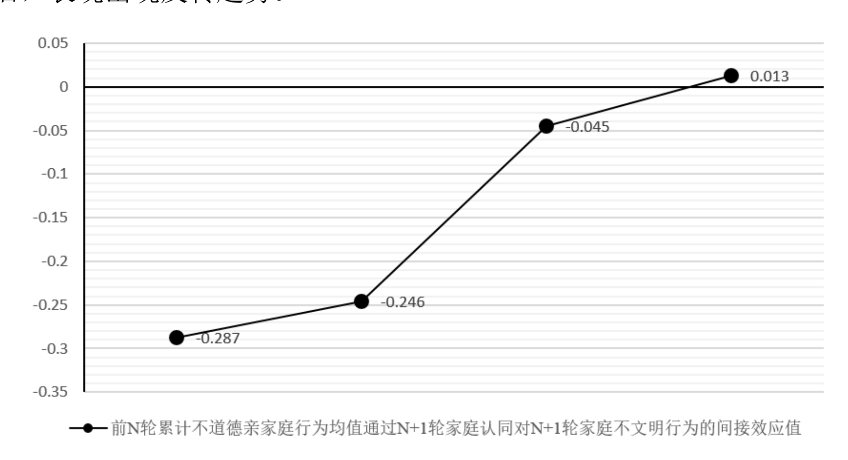


图 4 不道德亲家庭行为对后续家庭不文明行为的间接影响变化图

5 讨论

5.1 研究结果

本文基于不确定性认同理论，采用情景实验、多来源-多时点问卷调查和纵向追踪研究等方法相结合，检验了不道德亲家庭行为的影响效应、影响机制和边界条件。研究结果表明，员工的不道德亲家庭行为通过引发家庭认同具有短暂的积极效应，能够抑制家庭不文明行为，但也会减少其在组织中的积极行为表现，即降低组织公民行为。此外，纵向研究结果表明，不道德亲家庭行为的对家庭不文明行为的抑制作用虽然存在，但是不可持续，其时间窗口在六周左右。道德认同中心性在不道德亲家庭行为的影响后效中起调节作用。当道德认同中心性较高时，不道德亲家庭行为对家庭认同的影响以及对家庭不文明行为和组织公民行为的间接影响不显著。

5.2 理论意义

本研究的理论意义主要体现在以下几个方面。第一，本研究通过探讨不道德亲家庭行为在人类功能的两个重要领域——工作和家庭的影响来扩展了不道德亲家庭行为的研究。近年来，研究者对不道德亲家庭行为的兴趣迅速增长，实证研究聚焦于不道德亲家庭行为的影响前因（例如，Liu et al., 2020; Wang, Chen et al., 2024; Yao et al., 2022）。然而，现有文献缺乏对不道德亲家庭行为影响后效的知识和理论解释（张兰霞等, 2022）。本研究是较早检验不道德亲家庭行为后果的研究之一。本研究的结果表明，不道德亲家庭行为能够间接地降低员工从事家庭不文明行为，但也会减少其从事组织公民行为，从而揭示了不道德亲家庭行为对员工工作和家庭生活潜在的收益和成本。研究不道德亲家庭行为的后果具有重要的理论意义，因为分析行为的后果和其中的心理机制是全面理解不道德行为的关键（Chen et al., 2023）。此外，不道德亲家庭行为的双重性质使其区别于传统不道德行为（Liu et al., 2020），探讨不道德亲家庭行为的后果有助于从影响后效上帮助理清其与一些传统的不道德行为之间的异同。例如，一些传统的不道德行为（例如，不道德亲组织行为）可能给组织带来短期的利益（Umphress & Bingham, 2011; Wang et al., 2022），但本研究对不道德亲家庭行为后果的研究表明不道德亲家庭行为对组织而言无论是短期还是在相对较长的时间里都是有害的，体现在对组织公民行为的负面影响上。这与 Liu 等（2020, p.640）的研究设想一致，他们提出不道德亲家庭行为的后果应该与其他不道德行为的后果有所不同，其无论是在短期还是长期均可能损害组织利益。通过探讨不道德亲家庭行为的后果，本研究从影响效应上直观地展现了不道德亲家庭行为与其它不道德行为的差异。

更为重要的是，通过对不道德亲家庭行为影响的关注，本研究揭示了不道德亲家庭行为对家庭积极后效的时间窗效应。研究结果表明不道德亲家庭行为的积极效果具有短暂性，随时间推移（六周及以上），其与家庭认同的积极关联以及对家庭不文明行为的抑制作用逐渐消失，甚至表现出正向促进家庭不文明行为的趋势。尽管有些行为被指出对组织或个人有害，但却能持续存在（Qin et al., 2018）。同样，不道德亲家庭行为虽然也广泛被认为对组织或个人有消极影响，但长久以来在组织中却十分普遍（Cheng et al., 2022; Liu et al., 2020）。本研究揭示了不道德亲家庭行为在家庭中可能带来的短期积极效应，在一定程度上可以解释为何这种不道德行为会持续存在。此外，本研究对不道德亲家庭行为积极后效的时间窗效应的发现强调了在探索不道德行为时考虑时间窗口的重要性，因为时间的长短决定了这种行为是有利还是有害的，这进一步补充了以往的研究结论（Umphress & Bingham, 2011）。通过对不道德亲家庭行为的影响后效及其时间窗效应的探讨，本研究提供了新的证据证明员工的不道德行为的后果比现有的不道德行为文献所揭示的更为复杂和微妙。这不仅丰富了我们对不道德行为后果的理解，而且为不道德行为后果的研究开辟了新的视角。

第二，本研究除了探讨不道德亲家庭行为的后果之外，还有助于阐明不道德亲家庭行为的本质。通过挖掘不道德亲家庭行为影响的内在作用机制，本研究证明了不道德亲家庭行为的复杂性在于其亲家庭和不道德的矛盾性质，导致员工在帮助家庭和成为有道德的员工之间

感到迷茫。本研究的结果表明，面对不道德亲家庭行为的矛盾性质，员工消除迷茫和不确定感的有效途径是强化其家庭身份——增强家庭认同。尽管现有的伦理学研究认为不道德行为会激活诸如内疚之类的负面情绪，进而影响员工后续的工作态度和行为（Liu et al., 2021; Tang et al., 2022）。但是，对不道德亲家庭行为而言，情绪视角不足以揭示其不道德和亲家庭共存的矛盾属性（Liu et al., 2020; Wang, Chen et al., 2024）。本研究从不确定性-认同视角进行探索，提出并检验了家庭认同是链接不道德亲家庭行为与员工后续家庭不文明行为和组织公民行为的机制，揭示了不道德亲家庭行为的矛盾属性，对其影响后续行为的过程也提供了更加深入的理解。同时，本研究中揭示的认同机制并不局限于不道德亲家庭行为，而是适用于其他形式的不道德亲它性行为，可以为后续不道德亲它性行为影响机制的研究提供新视角。例如，基于不确定性-认同机制构建的不道德亲家庭影响机制具有的潜在生成力的一个例子是，员工旨在帮助领导者的不道德行为（即不道德亲领导行为，Johnson & Umphress, 2019）属于不道德亲它性行为的范畴，根据我们的模型可以预测，从事不道德亲领导行为的员工往往会表现出更多的领导认同，而后减少对领导的不文明行为。在这一方面，本研究对认同机制的探索有助于提高不道德亲它性行为文献的简洁性，对不道德亲它性行为影响机制的研究做出了贡献。

第三，本研究通过检验不道德亲家庭行为的边界机制，进一步丰富了不道德亲家庭行为研究的理论根基。要了解不道德亲家庭行为的影响，不仅要检查其直接和间接后果，还要探讨不道德亲家庭行为带来更强或更弱影响的边界条件。尽管现有研究发现道德认同中心性是直接激励道德行为和抑制不道德行为的因素（Aquino & Reed, 2002; He et al., 2014），但本研究揭示了它如何放大或减弱不道德亲家庭行为的影响。本研究系统地探究了道德认同中心性对不道德亲家庭行为影响后效的调节作用，发现当员工的道德认同中心性水平较高时，不道德亲家庭行为对家庭认同的影响以及通过家庭认同对家庭不文明行为和组织公民行为的间接影响较弱。在这样做的过程中，本研究有助于解释道德品质在道德矛盾的情况下帮助个体保持道德操守的作用（Moore & Gino, 2013; Tang et al., 2022）。本研究对不道德亲家庭行为作用边界的探讨深化了对这类行为利弊条件的认识，也响应了管理学研究中关于检验边界机制如何影响个体行为效应的号召（Qin et al., 2020）。同时，本研究对道德认同中心性边界作用的发现也能让管理者认识到更强的道德品质能引导自我调节过程，能使员工更强烈地遵守内部和外部的道德标准，从而为其干预员工的不道德亲家庭行为提供管理启示。

第四，通过将不确定性-认同理论作为整体的理论框架，本研究为工作与家庭领域的交叉研究提供了新的见解。虽然以往研究基于社会交换理论或资源保存理论探讨了个人资源累积或损耗如何促进或抑制员工的不道德亲家庭行为（Cheng et al., 2022; Yao et al., 2022），但是在不道德亲家庭行为的背景下，基于社会交换或资源保存理论的视角存在一个明显的不足——缺乏对资源分配动机的探讨，导致我们无法很好地理解员工为何愿意将资源分配于特定领域。事实上，员工所处的社会结构是多方面的，他们在工作领域消耗的资源（例如应对

职场欺凌行为，Yao et al., 2022）未必能从家庭获得补充，从工作领域获取的资源也并不必然会使用于家庭领域。不确定性-认同理论（Hogg, 2007, 2012）认为，个体行为受其身份认同的驱动，促使他们向自己所认同的群体或领域付出努力和投入资源。个体倾向于向其所认同的领域付出，即对领域身份的认同提供了个人努力和资源流动的方向（严鸣, 郑石, 2024）。不确定性-认同理论可以解释认同家庭的个体将资源分配于特定领域的原因，从而弥补以往的不道德亲家庭行为研究中基于资源保存视角存在的局限。本研究采用不确定性-认同理论作为整体的理论基础，既有效揭示了不道德亲家庭行为存在的矛盾本质，也很好地解释了认同家庭的员工为何愿意在家庭领域付出努力而非工作领域（即表现出更少的组织公民行为），同时弥补了当前研究从资源保存理论的视角整合工作-家庭文献存在的缺陷。

5.3 实践意义

本研究预期对管理者和员工产生以下几个方面的实践启示。首先，本研究揭示了不道德亲家庭行为的潜在危害，有助于引起管理者对不道德亲家庭行为的重视并采取措施解决这一问题。本研究的结果表明，从事此类行为的员工会减少对组织的额外投入，如组织公民行为，这对组织构成潜在损失。因此，管理层必须采取切实措施抑制此类行为，如树立道德榜样、建立明确评估与惩罚标准等，这些措施能有效减少不道德亲家庭行为的发生（Cheng et al., 2022; Liu et al., 2023）。其次，本研究揭示了家庭认同是连接不道德亲家庭行为与员工后续消极后果的心理作用机制，这为管理者提供了一个警示：虽然组织常常通过提高员工的家庭认同感来增强工作表现（Dumas & Stanko, 2017），但在追求员工的家庭认同时，需要关注行为的道德性，以避免潜在的负面后果。管理者可以提供家庭支持政策，如采取灵活的工作时间和家庭关怀计划等措施帮助员工改善家庭生活（严鸣, 郑石, 2024）。同时还可以推动建设工作-家庭增益的组织文化，通过组织文化和价值观的引导，让员工意识到家庭认同与工作成功是相辅相成的，从而帮助员工实现工作和家庭生活的双赢局面。此外，本研究发现不道德亲家庭行为的积极后效具有短暂性，长期可能对员工的工作和家庭均产生消极影响。因此，管理者需与员工进行持续的沟通，采取案例分析、道德决策训练等教育手段，以传达不道德行为益处的有限性，并强调长期视角和道德行为的重要性，以及这些行为如何与个人和组织的长期成功相联系。最后，本研究的发现对于组织进行人才招聘和培训也有所启发。本研究结果表明，道德认同中心性是调节不道德亲家庭行为后效的边界条件。因此，管理者在招聘员工时可以加强对诚实、勤奋和乐于助人等道德特征的评估，优先选择得分较高的候选人。对于在职员工，通过营造道德氛围和实施道德领导等方式，也可提升道德认同中心性，从而减轻不道德亲家庭行为的负面影响。

5.4 研究局限与未来研究展望

本研究也存在一些不足之处，有待后续研究进一步完善。首先，根据以往的时间窗效应和长期效应的检验方法，以及纵向研究中测量时间间隔（通常大于 1 周且小于 1 年）的建议（Matthews et al., 2014; Qin et al., 2018; Ward et al., 2022），本研究在不道德亲家庭行为积极

后效的时间窗效应研究中采用了两周间隔和八周长度的纵向追踪设计。但八周的追踪时间仍然相对较短，不能揭示在更长的时间里不道德亲家庭行为是否会促进家庭不文明行为。因此，未来的研究可考虑采用更长的时间间隔或追踪时长，比如追踪到 10 周甚至更长的时间，从而揭示更长时间跨度内不道德亲家庭行为后效变化的规律和潜在的心理机制，帮助更深入地了解不道德亲家庭行为及其长期影响。

其次，本研究依据不确定性-认同理论，揭示了不道德亲家庭行为的双重属性——即不道德和亲家庭的冲突，并检验了不道德亲家庭行为对家庭认同的积极影响。然而，家庭认同也可能导致不道德亲家庭行为。例如，基于社会认同理论和人与环境交互模型的研究指出，认同某个群体的员工会忽视道德标准，采取表面上对群体有益却可能损害群体外部人员利益的行为（Alniacik et al., 2022; Johnson & Umphress, 2019）。因此，根据社会认同理论和人与环境交互模型可以预测家庭认同可能驱动不道德亲家庭行为。未来的研究可以聚焦于不道德亲家庭行为与家庭认同之间因果关系的动态演变，通过设计随机截距交叉滞后面板模型研究，将不道德亲家庭行为和家庭认同相互竞争的预测关系考虑在内，分析和检验不道德亲家庭行为对家庭认同的动态影响，从而揭示其可能存在的交叉影响关系。

再次，尽管本研究确定了家庭认同的中介机制和道德认同中心性的边界机制，但未来还可以探索其他可能的中介机制和边界条件。例如，矛盾身份认同（Identity Ambivalence，Wang, Lau et al., 2024; 王红丽等, 2024; 徐钊等, 2023）作为中介变量可能有助于刻画不道德亲家庭行为在家庭身份和工作身份之间存在的冲突，从而揭示不道德亲家庭行为具有的矛盾特性。未来的研究可以在中介机制的探索中考虑这一可能性。对于不道德亲家庭行为影响效应的边界条件，本研究考察了员工的个体特质的调节作用，未来的研究人员在研究设计中还可以考虑组织情境因素，如组织道德氛围对不道德亲家庭行为后效的调节作用。

最后，本研究虽然根据以往的研究经验控制了可能对组织公民行为和家庭不文明行为产生影响的人口学变量，但其它可能影响研究结论的因素需要未来的研究考虑进行控制。例如，家庭动机作为一个重要的情境因素（Liu et al., 2020），可能会影响不道德亲家庭行为与其后果之间的关系，因此控制家庭动机在不道德亲家庭行为与员工的工作和家庭行为关系中的作用是有必要的。未来的研究可以在实证分析中控制家庭动机，从而更准确地揭示不道德亲家庭行为与其后果之间的关系。

参考文献

Alniacik, E., Erbas Kelebek, E. F., & Alniacik, U. (2022). The moderating role of message framing on the links between organizational identification and unethical pro-organizational behavior. *Management Research Review, 45*(4), 502−523.

Aquino, K., & Reed II, A. (2002). The self-importance of moral identity. *Journal of Personality and Social Psychology, 83*(6), 1423−1440.

Ayyagari, R., Grover, V., & Purvis, R. (2011). Technostress: Technological antecedents and implications. *MIS quarterly, 35*(4), 831−858.

Bagger, J., Li, A., & Gutek, B. A. (2008). How much do you value your family and does it matter? The joint effects

of family identity salience, family-interference-with-work, and gender. *Human Relations, 61*(2), 187−211.

Bai, Q., Lin, W., & Wang, L. (2016). Family incivility and counterproductive work behavior: A moderated mediation model of self-esteem and emotional regulation. *Journal of Vocational Behavior, 94,* 11−19.

Bazerman, M. H., Tenbrunsel, A. E., & Wade-Benzoni, K. A. (1998). Negotiating with yourself and losing: Making decisions with internal competing preferences. *Academy of Management Review, 23*(2), 225−241.

Belavadi, S., Rinella, M. J., & Hogg, M. A. (2020). When social identity-defining groups become violent: Collective responses to identity uncertainty, status erosion, and resource threat. In *The Handbook of Collective Violence* (pp. 17−30). Routledge.

Bernardes, J. (1985). 'Family ideology': Identification and exploration. *The Sociological Review, 33*(2), 275−297.

Berry, C. M., Carpenter, N. C., & Barratt, C. L. (2012). Do other-reports of counterproductive work behavior provide an incremental contribution over self-reports? A meta-analytic comparison. *Journal of Applied Psychology, 97*(3), 613−636.

Brislin, R. W. (1986). A culture general assimilator: Preparation for various types of sojourns. *International Journal of Intercultural Relations, 10*(2), 215−234.

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 14*(3), 464−504.

Chen, M., Chen, C. C., & Schminke, M. (2023). Feeling guilty and entitled: paradoxical consequences of unethical pro-organizational behavior. *Journal of Business Ethics, 183*(3), 865−883.

Cheng, K., Zhu, Q., & Lin, Y. (2022). Family-supportive supervisor behavior, felt obligation, and unethical pro-family behavior: The moderating role of positive reciprocity beliefs. *Journal of Business Ethics, 177*(2), 261−273.

Choi, E. U., & Hogg, M. A. (2020). Self-uncertainty and group identification: A meta-analysis. *Group Processes & Intergroup Relations, 23*(4), 483−501.

Cigoli, V., & Scabini, E. (2007). *Family identity: Ties, symbols, and transitions*. Routledge.

Cui, J. L., Qi, W., & Shan, M. M. (2013). The effect of family identity and identity fusion on extreme family behavior with a mediator in the process. *Psychological Research,* (03), 69−74.

[崔丽娟, 戚玮, 单铭明. (2013). 家庭认同和认同融合对极端家庭行为的影响及其中介变量的研究. *心理研究,* (03), 69−74.]

De Clercq, D., Haq, I. U., Azeem, M. U., & Raja, U. (2018). Family incivility, emotional exhaustion at work, and being a good soldier: The buffering roles of waypower and willpower. *Journal of Business Research, 89*(4), 27−36.

Dumas, T. L., & Stanko, T. L. (2017). Married with children: How family role identification shapes leadership behaviors at work. *Personnel Psychology, 70*(3), 597−633.

Farh, J. L., Hackett, R. D., & Liang, J. (2007). Individual-level cultural values as moderators of perceived organizational support–employee outcome relationships in China: Comparing the effects of power distance and traditionality. *Academy of Management Journal, 50*(3), 715−729.

Gong, S., Lu, J. G., Schaubroeck, J. M., Li, Q., Zhou, Q., & Qian, X. (2020). Polluted psyche: Is the effect of air pollution on unethical behavior more physiological or psychological?. *Psychological Science, 31*(8), 1040−1047.

Hales, A. H., & Williams, K. D. (2018). Marginalized individuals and extremism: The role of ostracism in openness to extreme groups. *Journal of Social Issues, 74*(1), 75−92.

He, H., Zhu, W., & Zheng, X. (2014). Procedural justice and employee engagement: Roles of organizational identification and moral identity centrality. *Journal of Business Ethics, 122*, 681−695.

Hogg, M. A. (2007). Uncertainty–identity theory. *Advances in Experimental Social Psychology, 39*, 69−126.

Hogg, M. A. (2022). Self-uncertainty and social identity processes in organizations: An uncertainty-identity theory perspective. *In Mark A. Griffin, and Gudela Grote (eds), The Oxford Handbook of Uncertainty Management in Work Organizations* (online edn, Oxford Academic, 20 Oct. 2022).

Hogg, M. A. (2012). Uncertainty-identity theory. In P. A. M. Van Lange, A. W. Kruglanski, & E. T. Higgins (Eds.), *Handbook of Theories of Social Psychology* (pp. 62−80). Thousand Oaks, CA: Sage.

Hou, C., Cheng, K., He, J., Hu, P., & Lin, Y. (2023). Can leader self-sacrificial behavior inhibit unethical pro-family behavior? A personal identification perspective. *Frontiers in Psychology, 13*, 1078122.

Ilies, R., Liu, X. Y., Liu, Y., & Zheng, X. (2017). Why do employees have better family lives when they are highly engaged at work?. *Journal of Applied Psychology, 102*(6), 956−970.

Johnson, H. H., & Umphress, E. E. (2019). To help my supervisor: Identification, moral identity, and unethical pro-supervisor behavior. *Journal of Business Ethics, 159*, 519−534.

Kühnen, U. (2010). Manipulation checks as manipulation: Another look at the ease-of-retrieval heuristic. *Personality and Social Psychology Bulletin, 36*(1), 47−58.

Lian, H., Huai, M., Farh, J. L., Huang, J. C., Lee, C., & Chao, M. M. (2022). Leader unethical pro-organizational behavior and employee unethical conduct: Social learning of moral disengagement as a behavioral principle. *Journal of Management, 48*(2), 350−379.

Lim, S., & Tai, K. (2014). Family incivility and job performance: a moderated mediation model of psychological distress and core self-evaluation. *Journal of Applied Psychology, 99*(2), 351−359.

Liu, X. L., Lu, J. G., Zhang, H., & Cai, Y. (2021). Helping the organization but hurting yourself: How employees' unethical pro-organizational behavior predicts work-to-life conflict. *Organizational Behavior and Human Decision Processes, 167*, 88−100.

Liu, Y., Bai, Q., Yuan, Y., Li, B., Liu, P., Liu, D.... & Zhao, L. (2023). Impact of work connectivity behavior after-hours on employees' unethical pro-family behavior. *Current Psychology,* 1−19.

Liu, Z., Liao, H., & Liu, Y. (2020). For the sake of my family: understanding unethical pro-family behavior in the workplace. *Journal of Organizational Behavior*, *41*(7), 638−662.

Luan, M., & Li, J. P. (2022). Failed players, successful advertisements: Does showing the failure experience increase observers' intention to try? *Acta Psychologica Sinica*, (12), 1562-1578.

[栾墨, 李俊澎. (2022). 失败的游戏玩家, 成功的广告：展示失败体验会令观察者更想尝试吗?. *心理学报*, (12),1562−1578.]

Ma, J., & Wei, W. (2023). Curiosity Causes Creativity? Revealing the Reinforcement Circle between State Curiosity and Creativity. *The Journal of Creative Behavior, 57*(4), 1−17.

Mael, F., & Ashforth, B. E. (1992). Alumni and their alma mater: A partial test of the reformulated model of organizational identification. *Journal of Organizational Behavior, 13*(2), 103−123.

Mao, M. Y., Zhang, L. J., & Dai, G, S. (2022). Research on the influence mechanism of non-working time communication technology overload on employee's unethical pro-family behavior. *Journal of Business Economics,* (12), 41−54.

[毛孟雨, 张兰霞, 代广松. (2022). 非工作时间通信技术过载对员工不道德亲家庭行为的影响机制研究. *商业经济与管理*, (12), 41−54.]

Matherne, C. F., Ring, J. K., & Farmer, S. (2018). Organizational moral identity centrality: Relationships with citizenship behaviors and unethical prosocial behaviors. *Journal of Business and Psychology, 33*, 711−726.

Matthews, R. A., Wayne, J. H., & Ford, M. T. (2014). A work–family conflict/subjective well-being process model: A test of competing theories of longitudinal effects. *Journal of Applied Psychology, 99*(6), 1173−1187.

McFerran, B., Aquino, K., & Duffy, M. (2010). How personality and moral identity relate to individuals' ethical ideology. *Business Ethics Quarterly, 20*(1), 35−56.

Mittal, S., Yadav, S., Srivastava, R., Sahni, S., & Kumar, H. (2024). The antecedents, drivers and outcomes of employee family incivility in the workplace: A systematic review and future research avenues. *Acta Psychologica*, *248*, 104348.

Moore, C., & Gino, F. (2013). Ethically adrift: How others pull our moral compass from true North, and how we can fix it. *Research in Organizational Behavior, 33*, 53−77.

Ng, T. W., & Feldman, D. C. (2008). The relationship of age to ten dimensions of job performance. *Journal of Applied Psychology, 93*(2), 392−423.

Organ, D. W., Podsakoff, P. M., & MacKenzie, S. B. (2006). *Organizational citizenship behavior: Its nature, antecedents, and consequences*. Thousand Oaks, CA: Sage.

Podsakoff, P. M., & Organ, D. W. (1986). Self-reports in organizational research: Problems and prospects. *Journal of Management, 12*(4), 531−544.

Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology, 88*(5), 879−903.

Putnam, R. D. (2007). E pluribus unum: Diversity and community in the twenty-first century the 2006 Johan Skytte Prize Lecture. *Scandinavian Political Studies, 30*(2), 137−174.

Qin, X., Chen, C., Yam, K. C., Huang, M., & Ju, D. (2020). The double-edged sword of leader humility: Investigating when and why leader humility promotes versus inhibits subordinate deviance. *Journal of Applied Psychology, 105*(7), 693−712.

Qin, X., Huang, M., Johnson, R. E., Hu, Q., & Ju, D. (2018). The short-lived benefits of abusive supervisory behavior for actors: An investigation of recovery and work engagement. *Academy of Management Journal, 61*(5), 1951−1975.

Rast III, D. E., Gaffney, A. M., Hogg, M. A., & Crisp, R. J. (2012). Leadership under uncertainty: When leaders who are non-prototypical group members can gain support. *Journal of Experimental Social Psychology, 48*(3), 646−653.

Sharma, D., & Mishra, M. (2021). Family incivility and instigated workplace incivility: How and when does rudeness spill over from family to work?. *Asia Pacific Journal of Management*, *39*(4), 1257−1285.

Sun, X., Yan. M., & Chu. X. P. (2014). Passive mood and work behavior: The cross-level mediating effect of zhong-yong thinking style. *Acta Psychologica Sinica,* (11), 1704-1718.

[孙旭, 严鸣, 储小平. (2014). 坏心情与工作行为: 中庸思维跨层次的调节作用. *心理学报,* (11), 1704−1718.]

Tang, P. M., Yam, K. C., & Koopman, J. (2020). Feeling proud but guilty? Unpacking the paradoxical nature of unethical pro-organizational behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, *160*, 68−86.

Tang, P. M., Yam, K. C., Koopman, J., & Ilies, R. (2022). Admired and disgusted? Third parties' paradoxical emotional reactions and behavioral consequences towards others' unethical pro-organizational behavior. *Personnel Psychology, 75*(1), 33−67.

Tenbrunsel, A. E., Diekmann, K. A., Wade-Benzoni, K. A., & Bazerman, M. H. (2010). The ethical mirage: A temporal explanation as to why we are not as ethical as we think we are. *Research in Organizational Behavior, 30*, 153−173.

Tian, L. M., Yuan, J. C., & Li, Y. M. (2018). Effects of peer presence and self-esteem on adolescent risk-taking behavior: Evidence from an ERP study, *Acta Psychologica Sinica,* (01), 47−57.

[田录梅, 袁竞驰, 李永梅. (2018). 同伴在场和自尊水平对青少年冒险行为的影响: 来自 ERPs 的证据.*心理学报,* (01), 47−57.]

Tian, L., Dong, X., Xia, D., Liu, L., & Wang, D. (2020). Effect of peer presence on adolescents' risk‐taking is moderated by individual self‐esteem: An experimental study. *International Journal of Psychology, 55*(3),

373−379.

Umphress, E. E., & Bingham, J. B. (2011). When employees do bad things for good reasons: Examining unethical pro-organizational behaviors. *Organization science, 22*(3), 621−640.

Umphress, E. E., Bingham, J. B., & Mitchell, M. S. (2010). Unethical behavior in the name of the company: the moderating effect of organizational identification and positive reciprocity beliefs on unethical pro-organizational behavior. *Journal of Applied Psychology, 95*(4), 769−780.

Wang, H. L., Xu, G. Y., & Li. Z. (2024). Initiative or avoidance? The effect of multiple supporting resources on the relationship between perceived non-decent work and ambivalent occupational identification. *Journal of Business Economics*, (01), 37−52.

[王红丽, 徐光毅, 李振. (2024). 主动抑或回避? 多重支持资源对非体面工作感知与矛盾职业认同的影响机制研究. *商业经济与管理*, (01), 37−52.]

Wang, J., Chen, C. C., Shen, T., Fan, F., Fosh, P., & Guo, Y. (2024). Family matters! Antecedents and boundary conditions of unethical pro-family behaviors. *Journal of Business Research, 172*, 114444.

Wang, Y., Lau, D. C., & Kim, Y. (2024). Are multiple-identity holders more creative? The roles of ambivalence and mindfulness. *Journal of Business and Psychology, 39*(1), 187−207.

Wang, Y., Xiao, S., & Ren, R. (2022). A moral cleansing process: How and when does unethical pro-organizational behavior increase prohibitive and promotive voice. *Journal of Business Ethics*, 1−19.

Ward, A. K., Beal, D. J., Zyphur, M. J., Zhang, H., & Bobko, P. (2022). Diversity climate, trust, and turnover intentions: A multilevel dynamic system. *Journal of Applied Psychology, 107*(4), 628−649.

Wei, X. H., Wang, G. W., & Chen. Y. (2022). Manipulation checks in the managerial psychology experiment in China: Current status, problems, and suggestions. *Advances in Psychological Science*, (06), 1367−1376.

[卫旭华, 汪光炜, 陈义. (2022). 国内管理心理实验中的操纵检验: 现状、问题与建议. *心理科学进展*, (06), 1367−1376.]

Xu, Z., Xu, S. Q., Hao, K. B., & Xi, Y. M. (2023). When and how does abusive supervision of leaders promote employees' relations operation. *Journal of Industrial Engineering and Engineering Management*, 1−14.

[徐钊, 胥思齐, 郝凯冰, 席酉民. (2023). 辱虐管理何时以及如何促进员工关系经营. *管理工程学报*, 1−14.]

Yan, M., & Zheng, S. (2024). Segmentation or integration? The managerial approach to work-family balance in the age of virtual team work. *Advances in Psychological Science, 32*(05), 754−770.

[严鸣, 郑石. (2024). 区分还是融合？虚拟化团队工作模式下的员工工作-家庭平衡策略. *心理科学进展, 32*(05), 754−770.]

Yao, Z., Luo, J., Fu, N., Zhang, X., & Wan, Q. (2022). Rational counterattack: The impact of workplace bullying on unethical pro-organizational and pro-family behaviors. *Journal of Business Ethics, 181*(3), 661−682.

Zhang, L. X., Li, M. Z., & Mao, M. Y., (2022). To avoid or imitate? Influence of colleagues' unethical pro-family behavior on employees' unethical pro-family behavior. *Journal of Northeastern University (Natural Science)*, (09), 1361−1368.

[张兰霞, 李末芝, 毛孟雨. (2022). 回避还是模仿? 同事亲家庭非伦理行为对员工亲家庭非伦理行为的影响. *东北大学学报(自然科学版)*, (09), 1361−1368.]

Zhou, H., & Long, L. R. (2004). Statistical remedies for common method biases. *Advances in Psychological Science, 12*(06), 942−950.

[周浩, 龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. *心理科学进展, 12*(06), 942−950.]

Zhu, Y., Nong, M., Mei, W., & Wang, Y. (2023). From self-avoidance to help others: Exploring why and when feedback avoiding behavior promotes volunteering. *Journal of Business Research, 166*, 114117.

Acting unethical in the guise of family: The effects and mechanisms of unethical pro-family behavior

NONG Meilan[1], ZHU Yu[2], WANG Yanfei[3]

([1] *School of Economics and Management, Guangxi Normal University, Guilin, 541006, China*)

([2] *School of Management, Jinan University, Guangzhou 510632, China*)

([3] *School of Business Administration, South China University of Technology, Guangzhou 510640, China*)

Abstract

In the context of the ongoing societal emphasis on anti-corruption and ethical integrity, unethical pro-family behaviors have garnered increasing attention. These behaviors constitute a significant yet largely unexamined facet of workplace dynamics, with prior research predominantly concentrating on their antecedents, while their potential consequences have been relatively overlooked. Gaining insights into the implications of such unethical pro-family behavior is essential for the effective management of organizational behavior. The present study addresses this gap by examining the impacts of unethical pro-family behavior on employees' work and family lives, as well as the underlying mechanisms and boundary conditions.

Drawing upon the uncertainty-identity theory, we have developed a comprehensive model to explore the consequences of unethical pro-family behavior. Utilizing a multifaceted approach that includes an experimental study, a multi-wave and multi-source field study, and a longitudinal study, we found that unethical pro-family behavior enhances employees' family identification. Moreover, family identification mediates the relationship between unethical pro-family behavior and both organizational citizenship behavior and family incivility. Additionally, moral identity centrality serves as a boundary condition. When employees possess a high degree of moral identity centrality, the positive influence of unethical pro-family behavior on family identification, and its subsequent indirect effects on organizational citizenship behavior and family incivility, are mitigated. Furthermore, our longitudinal study indicates that the positive outcomes of unethical pro-family behavior are transient. Specifically, the indirect effect of unethical pro-family behavior in reducing family incivility through family identification dissipates after six weeks and may even indirectly foster family incivility after eight weeks. These findings offer novel insights into the complex and nuanced nature of the consequences of unethical pro-family behavior, which are more intricate than previously recognized.

The aforementioned findings make several significant theoretical contributions. Firstly, by shifting the focus from antecedents to consequences, we advance the understanding of unethical

pro-family behavior. Secondly, by examining the mediating role of family identification, we elucidate the mechanisms through which unethical pro-family behavior affects employees' work and family lives, thereby extending our comprehension of the underlying processes. Thirdly, the investigation of the moderating role of moral identity centrality provides crucial insights into the conditions under which unethical pro-family behavior is likely to exert its effects, thereby enriching the theoretical framework of this research area and offering valuable implications for organizational interventions. Fourthly, by exploring the time-window effects of unethical pro-family behavior, we foster a more comprehensive and nuanced understanding of its dynamics, providing a new direction for future research in related fields. Finally, we reveal the ambivalent nature of unethical pro-family behavior, contributing to the field of work-family interface research by applying the uncertainty-identity theory.

Keywords unethical pro-family behavior, family identification, organizational citizenship behavior, family incivility, moral identity centrality